Chinese Agron. J. 1: 185-194 (1991)
Chinese Society of Agronomy © 1991

受試與對照品系間之駢對交感分析在區域試驗之品系適應性評價的適用性

呂秀英　呂椿棠

台灣省農業試驗所

摘要：由於作物區域試驗中通常都列有對照品系，而選拔亦多著重在新育成品系與對照品系間的比較，以從中選出適應性廣而高產的優良品種。因此，Lin and Binn（1985）利用各受試品系與對照品系間兩兩組合之駢對交感均方的估算，來判斷其間對環境的適應能力是否一致；倘若一致，則可直接由兩者間平均產量的差值來評估該受試品系是否優於對照品系。本研究爲探討該法用以評價品系適應性的可靠性與實用性，以落花生資料作爲實例分析，並與傳統直線迴歸分析法之間作一比較，結果顯示，該法著重在對照與各受試品系之間的比較，可較少受到直線迴歸分析之前提的限制，且其評價穩定品種的結果與傳統迴歸分析法所獲致者幾無差異；但倘若没有適當的對照品系，或者育種之目的注重交感品系間之比較，該法便不適用。另外，在試驗之前宜利用分群將所有品系予以分組來判斷對照品系是否選擇恰當，當每一組內均含有唯一的對照品系時，才能有效地使用駢對交感分析來評價品系之適應性。

關鍵語：對照品系、駢對交感均方、區域試驗、適應性。

Applicability of pairwise genotype-environment interactions of test lines with checks for assessing varietal adaptation in regional trials

Hsiu-Ying Lu and Chun-Tang Lu
Department of Agronomy, Taiwan Agricultural Research Institute,
Wufeng, Taichung Hsien, Taiwan 41301, Republic of China

Abstract. An approach for assessing varietal adaptation in regional trials was proposed by Lin and Binns (1985). The procedure in terms of pair-wise genotype-environment (GE) interaction mean squares between the checks and each of test lines because checks are always included in this type of experiment and the test lines are usually evaluated in contrast to the checks. If the test line shows no GE interaction with the check and its average performance is superior, then this line can be recom-mended for any area where the check is recommended. A set of peanut data from regional trials was used to test its applicability. The assess-

ment of stable lines has been found to have little difference between the use of this method and conventional regression technique. This requires less statistical assumptions. However, if the choice of checks is not regarded as ideal or a breeder's assessment is based on all comparsions among test lines, its use may not be worth considering. Grouping genotypes by cluster analysis is considered as a useful guide to choice of the checks and should be applied before the use of this method. When every group contains one check only, this method will be sucessfully used to evaluate all types of response characteristics of the test lines.

Key words: Check line, Pairwise interaction mean squares, Regional trial, Adaptation.

前　言

作物品種改良之目的，在培育出一個具備良好表現型與高度穩定性(stability)的「優良」品系。但由於基因型與環境間常存在有交感作用，因此，作物區域試驗爲育種工作上不可缺少的一環，以使所選育的品系具有相當廣大的環境區內有持久性高收量的表現。表示穩定性的介量甚多，而其中以 Finlay and Wilkinson (1963)之直線迴歸分析法(linear regression analysis)最受廣泛使用；其有容易解釋的優點，但受限於一些前提假設，如各品系之基因型與環境交感效應必須能以環境變數的直線關係解釋良好，基因型、環境及重覆數均須夠多以減低迴歸係數估值的偏誤(Skroppa 1984; Lu 1988; Pritts and Luby 1990)，各品系之直線迴歸剩餘均方之間須互爲均質（Freeman 1973; Lin et al. 1986）等，否則進行迴歸係數之間的比較沒有意義。另外，利用迴歸係數來評價各品系的穩定性，由於其迴歸關係中的自變數爲各環境下所有品系的平均離差值，以致所求出的估值會隨著參試材料與環境的種類及數目之不同而改變，故無法將所得結果進行試驗以外的預測。有鑑於此，Lin and Binns (1985)提出新的方法以改善上述穩定性迴歸分析的缺失：其發現，一般的作物區域試驗中通常都會列入對照品系，而且亦多注重在新育成品系與對照品系間的比較，以從中選出適應性廣而高產的優良品種，因此，可以估算各受試品系與對照品系間兩兩組合的駢對交感均方(pairwise GE interaction mean squares)，來判斷其間對環境的適應能力是否一致；倘若受試品系與對照品系間的交感效應不存在，表示兩者對外界環境變化所表現的反應一致，故可直接從兩者間平均值的差來評估該受試品系是否優於對照品系。

本研究將以 Lu *et al.* (1988)之落花生十個新育成品系及兩個對照品種分別於九個地區及四個地區進行春、秋兩期作的兩年區域試驗莢果資料作爲實例分析，在 Lin and Binns (1985)之駢對交感均方分析法與傳統直線迴歸法之間作一比較討論，以探討駢對交感均方分析法應用在實際作物區域試驗資料的可行性與適用性。再者，由於所有受試品系

均須與對照品系進行駢對比較，故對照品系之選定，將決定該法在應用上的效率與價值，本文亦將針對此問題，建議在採用駢對交感均方分析之前，應首先藉著群別分析法(Cluster method)，對參試的對照品系進行評估。

統計方法

一、直線迴歸分析

假設 y_{ik} 爲 i(i=1．．．p)品系在 k(k=1．．．n)環境下的平均產量，則 Finlay and Wilkinson (1963)之直線迴歸係數估值爲：

$$b_i=\sum_{k=1}^{n}(y_{ik}-\bar{y}_{i.})(\bar{y}_{.k}-\bar{y}_{..})\,/\sum_{k=1}^{n}(\bar{y}_{.k}-\bar{y}_{..})^2$$

式中 $\bar{y}_{i.}=\sum_{k=1}^{n} y_{ik}/n,\ \bar{y}.k=\sum_{i=1}^{p} y_{ik}/p,\ \bar{y}_{..}=\sum_{i=1}^{p}\sum_{k=1}^{n} y_{ik}/np$。

該法是否能有效地應用在穩定性分析，必須檢定 b_i 是否顯著存在，即直線性存在。

二、駢對交感均方分析

假設 i 對照品系與 j 受試品系在 k 環境下的平均產量各爲 c_{ik} 及 t_{jk}，則對每一對照品系而言，可估算各受試品系與對照品系兩兩之間的駢對交感均方如下：

$$MS(GE)_{ij}=\sum_{k=1}^{n}[(c_{ik}-\bar{c}_{i.})-(t_{jk}-\bar{t}_{j.})]^2/2(n-1)$$

式中 $c_{i.}=\sum_{k=1}^{n}\bar{c}_{ik}/n,\ \bar{t}_{j.}=\sum_{k=1}^{n} t_{jk}/n$。

$MS(GE)_{ij}$ 是否顯著存在，須檢視其與一機差估計值(error estimate)之比值是否大於理論 $F_{[n-1,dfe]}$ (dfe 爲機差估計值之自由度) 值。若 $MS(GE)_{ij}$ 顯著，則表示該受試品系與對照品系間對環境的反應不一致，即存有明顯的交感作用，故該受試品系無法直接以其與對照品系間平均產量的差值來評估其優劣，而須在不同環境下個別討論；若 $MS(GE)_{j}i$ 不顯著，表示在所有環境變異範圍內該受試品系與對照品系之間的差異均維持固定，因此可直接以兩者間平均產量的差值來判斷受試品系的表現是否優於對照品系。

用以測驗 $MS(GE)_{ij}$ 之顯著性的機差估計值，一般是採用 Finlay and Wilkinson 迴歸模式下的總迴歸剩餘均方作爲估值，但倘若直線迴歸模式無法配合良好，則可改用其他方法獲得該機差估計值(Lin and Binns 1985)：(1)當各環境內之變異相當均質時，可求算共同環境內機差(pooled error within location)作爲估值；或(2)在 Mandel (1971)之

主成分多變數模式下估算純淨機差。

三、對照品系之評估方法

爲判斷所選定參與試驗的對照品系數目及種類是否適當，可利用群別分析法將所有品系作相似性的分類。應用於區域試驗的群別分析法很多，依照直線迴歸模式是否有效，可採用以下兩種不同方法將品系加以分組：

(一)直線迴歸模式無效時(Lin 1982)：

其首先定義兩品系 i 與 i' 間之相異指數(dissimilarity index)爲：

$$d(i, i') = \sum_{k=1}^{n} [(y_{ik} - \bar{y}_{i.}) - (y_{i'k} - \bar{y}_{i'.}]^2 / 2(n-1)$$

然後根據 Sokal and Michener (1958)之理論証得，含有 r 個品系的子集（組）的相異指數如下：

$$d(1,2,...,r) = 2 \sum_{1 \leq i \leq i'}^{r} d(i, i') / r(r-1)$$

$$= \sum_{i=1}^{r} \sum_{k=1}^{n} (y_{ik} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.k} + \bar{y}_{..})^2 / (r-1)(n-1)$$

當統計量 d( )值愈小，表示該 r 個品系的直線迴歸愈相似，可併爲同一組；反之值大，則相異性增加。當該指數 d(1,2,..,r)與機差均方之比值大於理論 $F_{[(r-1)(n-1),dfe]}$ 值(dfe 爲綜合變方分析中之機差自由度)時，表示組間之差異顯著存在，可結束分群工作而獲得確定的組數。

(二)直線迴歸模式有效時(Lin and Thompson 1975)：

該法係在直線迴歸的穩定性模式下將具有相同平均表現與迴歸係數值的品系歸併爲同一組，其與前法最大之不同在於以迴歸直線來取代品系間交感效應，而定義含有 r 個品系的子集（組）的相異指數如下：

$$d(1,2,...,r) = \{ \sum_{k=1}^{n} (\bar{y}_{.k} - \bar{y}_{..})^2 [(b_1 - b_2)^2 + ... + (b_{r-1} - b_r)^2] + n[(y_{1.} - y_{2.})^2 + ... + (\bar{y}_{r-1} - \bar{y}_{r.})^2] \} / 2r(r-1)$$

因爲該相異指數等於擬說測驗中變方比值而符合中心 F 分布，故當相異指數大於理論 $F_{[r,(p-1)(n-2)]}$ 值時，則結束分組工作。

一般而言，若資料能配合直線迴歸穩定性模式良好，建議最好採用 Lin and Thompson (1975)方法，其分群結果可獲致較高的準確度(Lin and Butler 1990)。

當所有品系(包括對照品系)之分組結果，每一組內均包含有不同的對照品系時，表示所有受試品系在參試環境範圍內均能找到與其產量之差異呈固定的對照品系，因此所有受試品系均能有效地運用 Lin and Binns (1985)之駢對交感均方分析來進行穩定性測驗。進而，倘每一組的對照品系爲唯一存在時，則表示對照品系的數目最符合經濟要求(以最少數目而取得最大效率)。

結果與討論

一、穩定性迴歸分析

本研究落花生春、秋兩期作區域試驗之莢果資料經 Lu et al. (1988)之綜合變方分析結果得知，不同年度及地區之間皆有顯著的差異存在，故擬合併年度與地區資料，以春作 18 種及秋作 8 種相異環境條件(年度×地區)進行穩定性測驗。

首先配合 Finlay and Wilkinson (1963)之迴歸分析結果，列於表 1。春作各品系平均產量範圍爲 2356kg / ha 至2772 kg / ha，秋作則爲 2183kg / ha 至 2724kg / ha；所估得之迴歸係數，春作爲 0.8 至 1.11，秋作爲 0.75 至 1.17，皆極顯著異於 0，表示所有品系在不同年度及地區的適應性表現均能以環境的直線關係解釋良好，故所估得之迴歸係數可以用來比較各品系間的相對穩定性。至於 Lin et al. (1988)所提之傳統直線迴歸分析應滿足迴歸剩餘均方均質的前提，由於目前各方爭議不一，本處將不予考慮作爲判斷直線迴歸分

Table 1. Results of Finlay and Wilkinson's (1963) regression analyses on environmental indices

Cultivar	Spring		Fall	
	$\bar{y}_{i\cdot}$	b_i^+	$\bar{y}_{i\cdot}$	b_i
Checks				
11	2496	1.00	2253	1.03
12	2413	0.80	2411	1.00
Test lines				
1	2527	0.90	2353	1.17
2	2477	0.95	2357	1.08
3	2533	1.10	2183	0.92
4	2666	1.10	2427	1.07
5	2356	1.05	2724	0.92
6	2550	1.07	2434	0.75
7	2772	1.11	2494	0.84
8	2572	0.98	2390	0.90
9	2513	0.93	2410	1.17
10	2610	1.03	2520	1.16

$\bar{y}_{i\cdot}$: mean yield (kg/ha) of i lines over all locations; + : all coefficients of stability significantly different from b=0 at 1% level; 1-5: Nung-yu 11-15, 6-10: Nan-kai-si 131-135, 11: Tainung No. 4, 12: Tainan sel. No. 9.

析是否有效的依據。由穩定性迴歸分析變方結果（表2）得知，迴歸間差項皆不顯著，表示各品系之迴歸係數間的差異不大，即對環境變異的反應一致。利用迴歸係數與品系平均產量之關係，如圖 1,2 所示，可選拔適應性廣且產量高的品系。春作時，以品系 7 之產量最高且表現相當穩定（迴歸係數近於 1），其次則爲品系 4；秋作時，則可選出最優品系 5，其產量最高且表現穩定，其次倘須進而選出第二個品系，則考慮品系 10。

二、駢對交感均方分析

利用 Lin and Binns (1985)方法，求算所有對照與受試品系間兩兩組合的駢對交感均方估值於表 3。所有春、秋作分析結果，各受試品系與對照品系 11 及 12 間之交感均方皆未達 5% 顯著水準，因此所有品系與兩對照品系對環境變化的反應一致，皆可分別直接以其與對照品系間之平均產量差值來進行選拔。如表 4 所示，春作各受試品系與對照品系 11 及 12 間平均產量之比較結果，以品系7與4之莢果產量可較高，但未能達到 5% 的差異顯著水準；秋作時則以受試品系 5 及 10 之產量可顯著較對照品系 11 爲高，而品系 5 又同時比對照品系 12 爲好，故秋作區域試驗中應優先選拔品系 5，該品系在任何受試環境（年度 × 地區）內的表現均一致比對照品系優良，其次若主要以對照品系 11 爲選拔標準，則可再考慮選擇品系 10。秋作其他受試品系在各環境下之表現則與對照品系之間無顯著差異。此與前迴歸分析法所得結果幾無差異。

這樣的評價方法，只要每次試驗的對照品系固定，各品系所評估之穩定性便不受其他因素，如參試品系與地區種類、數目之不同而改變，因此異於迴歸係數之穩定性估值所代表的相對性概念。綜言之，採用本法來評價參試品系的適應性，可具以下優點：(1)可較不受穩定性直線迴歸分析之前提限制，尤其是毋需考慮直線式存在的假設；(2)所估得的「穩定性」，相對於固定的對照品系而言，當屬於一種絕對性的概念；(3)計算上比較簡單；(4)評價適應性之結果與直線迴歸分析相當一致。然而，在考慮採用該法來評價品系適應性時，必須注意育種的目標須著重於受試品系與對照品系間的比較，如此才有必要進行受試與對照品系間兩兩成對的交感均方分析。換言之，一旦沒有可資對照的品種，或者

Table 2. ANOVA of peanut pod yields based on regression model for GE interaction

Source	Spring		Fall	
	d.f.	MS	d.f.	MS
Genotype (G)	11	866010**	11	585523**
Environment (E)	17	16286655**	7	7115404**
G x E	187	263233**	77	94435**
Het. bet. reg.	11	203997	11	79567
Residual	176	266936**	66	96913**
Error	648	90335	288	32047

*,** : Significant at 5% and 1% level, respectively; Het. bet. reg.: Hetergeneous between regressions.

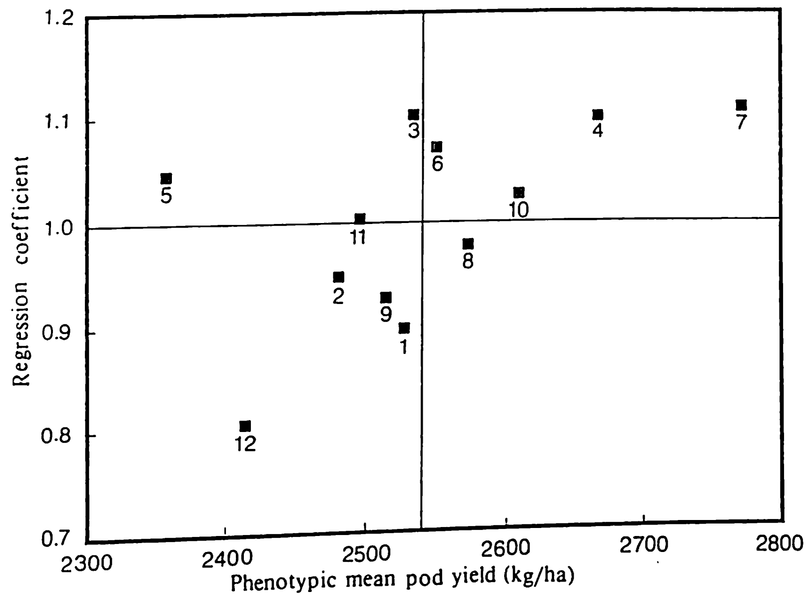

Fig. 1. The relationship between phenotypic mean and regression coefficient of pod yield for peanut lines tested in spring crop.

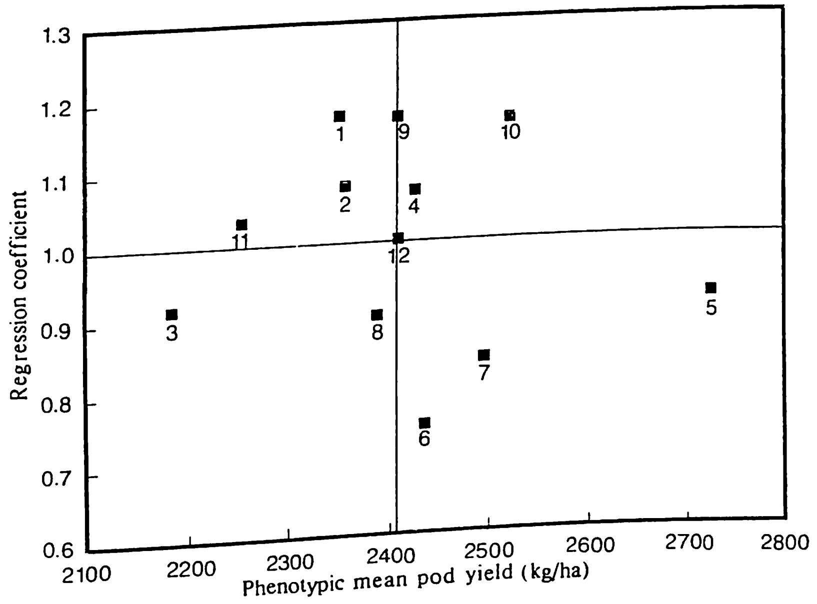

Fig. 2. The relationship between phenotypic mean and regression coefficient of pod yield for peanut lines tested in fall crop.

Table 3. Mean squares between the 10 test lines and the two checks

Test lines	Spring 11	Spring 12	Fall 11	Fall 12
1	24520.6	24472.9	37757.1	14724.1
2	37131.4	53679.6	14973.2	7687.1
3	31951.1	45430.5	7447.0	8107.4
4	64737.4	62375.3	20945.2	11986.0
5	138042.7	152526.6	46899.6	21153.4
6	94763.9	108820.5	47153.5	22064.4
7	74693.8	76794.7	46235.6	27127.0
8	24797.0	34851.8	33480.4	10584.1
9	37505.3	28483.1	46589.6	19947.2
10	39216.2	35704.6	44655.1	18322.5
error estimate	266935.8		96913.2	

Table 4. Mean difference between the 10 test lines and the two checks

Test lines	Spring 11	Spring 12	Fall 11	Fall 12
1	31.0	114.3	99.5	− 57.8
2	− 19.4	63.9	103.3	− 54.1
3	37.2	120.4	− 70.6	−227.9
4	170.0	253.3	174.1	16.8
5	−139.8	− 56.5	470.7**	313.4*
6	53.8	137.0	180.7	23.4
7	276.3	359.5	240.9	83.6
8	76.5	159.8	136.8	− 20.6
9	17.3	100.5	156.9	− 0.4
10	113.7	197.0	266.6*	109.2
LSD	0.05 = 416.55 0.01 = 547.43		0.05 = 248.10 0.01 = 326.06	

*,**: significant at 5% and 1% level, respectively.

注重交感品系間的比較，則此法恐怕便不適用了。再者，由於一般而言，區域試驗中之對照品系皆係命名通過後之推廣品種，其穩定性或適應性皆甚高，故該受試品系與對照品系間之駢對交感均方不均質時，即示該受試品系在某環境下優於對照品系，而在另一環境則反表現變差，故無法直接由其與對照品系間平均產量的差值來判斷何者最優，而必須就不同環境下的表現個別討論。利用圖示或許可以將其間的差異情形顯示出來。但倘若駢對交

感均方分析結果，發現有一個以上的受試品系與對照品系之交感顯著存在，則意味著這些具特殊適應性的品系是無法經由 Lin and Binn (1988)的駢對交感均方分析法來評價其穩定性，因此該法的實用價值便值得懷疑。由此看來，傳統直線迴歸分析是否能被此駢對交感均方分析法取而代之，仍有待商確。

三、對照品系之評估

由於所有受試品系均須與對照品系進行駢對比較，故對照品系的選定便顯得格外重要。倘若對照品系在一個以上的地區表現不良，或是適應性最好的推廣品種未能列入為試驗的對照品系，則恐怕利用駢對交感均方分析法相對於對照品系所估得的穩定性結果，可能會產生高估的錯誤。本研究係以目前適應性良好的兩個落花生推廣品種，台農 4 號及台南選 9 號作爲對照，應屬恰當。但是否有必要同時考慮這兩個推廣品種，或者是否還需要再加入其他對照品系，則應該在試驗之前予以評估，即育種家可以先進行一前驅研究，就既存品種對擬栽環境的反應進行分類（群），而後在實際評估受試品系之適應性時，則必須自每一群中擇一具有代表性的品種作爲對照品系；如此進行群別分析才能將各受試品系之適應能力定位於與某一對照品系同屬一型，也因此才能有效地使用 Lin and Binns (1988)的駢對交感均方分析法來評價受試品系之適應性。爲說明如何利用群別分析法將所有品系予以分組來加以判斷對照品系是否選擇恰當，本文將仍以該落花生春、秋兩期作的區域試驗莢果資料爲例，採用 Lin and Thompson (1975)之分群方法，以直線迴歸模式爲基礎，將具有相同平均表現與迴歸係數值的品系歸併爲同一組。由表 5 之分群結果得知，在 5% 顯著水準下，春作時所有品系均對環境具有相似的反應；而秋作時可分爲三組，兩對照品系（11 及 12）各落在第一組及第二組，第三組則僅含有品系 5 。由此可見，該兩個對照品系對環境的反應並不完全一致，所以同時作爲對照，相當適合；但倘能再考慮第三種對照品系，其表現與品系 5 有相似的適應性（同一組），即可判斷出品系 5 在不同環境下的表現情形。雖然依照直線迴歸模式是否能配合良好，所考慮採用的分群方法會不相同，但無論如何，經由這種評估對照品系的程序，可爲日後含有相同對照品系的區域試驗提供一有用的參考，以謀在最經濟的條件下，能利用最少而有用的對照品系來參與試驗。當所有品系之分組結果，每一組內均包含有不同的對照品系，即所有受試品系皆能找到與其同屬一型的對照品系時，採用 Lin and Binns (1988)的駢對交感均方分析法

Table 5. Grouping results of lines

Season	Group+	Cultivars	$\bar{y}_{i.} \pm SE_y$	$b \pm SE_b$
Spring	G1	1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12	2540 ± 110	1.00 ± 0.13
Fall	G1	1,2,4,6,7,8,9,10,12	2422 ± 56	1.02 ± 0.16
	G2	3,11	2218 ± 50	0.97 ± 0.08
	G3	5	2724	0.92

+: grouping stopped at 5% significant level.

方為有效；而若同一組內含有兩個以上的對照品系時，則可在日後類似試驗中選擇其一作為對照即可。最理想的狀況是每一組內含有不同唯一的對照品系。然而無論如何，此種利用分群來評估對照品系是否有效的方法，應該是在駢對交感分析法應用在評估品系適應性之前即予考慮，否則一旦對照品系選擇不當，該法之適用性將值得懷疑。

致謝：本試驗承本所農藝系落花生研究室提供分析資料，特此誌謝。

引用文獻

Eberhart, S. A. and Russell, W. A. (1966) Stability parameters for comparing varieties. *Crop Sci.* 6:36-40.

Finlay, K. W. and Wilkinson, G. N. (1963) The analysis of adaptation in a plant-breeding programme. *Aust. J. Agric. Res.* 14:742-754.

Freeman, G. H. (1973) Statistical methods for the analysis of genotype-environment interactions. *Heredity* 31:339-354.

Lin, C. S. (1982) Grouping genotypes by a cluster method directly related to genotype-environment interaction mean square. *Theor. Appl. Genet.* 62:277-280.

Lin, C. S. and Binns, M. R. (1985) Procedural approach for assessing cultivar-location data: Pairwise genotype-environment interactions of test cultivars with checks. *Can. J. Plant Sci.* 65:1065-1071.

Lin, C. S., Binns, M. R. and Lefkovitch, L. P. (1986) Stability analysis: Where do we stand? *Crop Sci.* 26:894-900.

Lin, C. S. and Thompson, B. K. (1975) An empirical method of grouping genotypes based on a linear function of the genotype-environment interaction. *Heredity* 34:255-263.

Lin, C. S. and Butler, G. (1990) Cluster analyses for analyzing two-way classification data. *Agron. J.* 82:344-348.

Lu, H. Y. (1988) Stability analysis. *Sci. Agric.* 36:333-339.

Lu, H. S., Tsaur, W. L. and Yang, J. H. (1988) Yield stability studies in peanut. *J. Agric. Res. China* 37:278-290.

Mandel, J. (1971) A new analysis of variance model for non-additive data. *Technometrics* 13:1-18.

Pritts, M. and Luby, J. (1990) Stability indices for horticultural crops. *Hort Science* 25:740-745.

Skroppa, T. (1984) A critical evaluation of methods available to estimate the genotype-environment interaction. *Studia Forestalia Suecica* 166:3-14.

Sokal, R. R. and Michener, C. D. (1958) A statistical method for evaluating systematic relationships. *Univ. Kansas Sci. Bull.* 38:1409-1438.

(Received November 28, 1990 and Accepted April 8, 1991)